Niveau(x) d'enseignement: 0 Numéro EDUQ : 8670435
Centre d'intérêt: 570

Allaire, Denis.

Etude de fidélité i x (j : c : p) : l'importance du facteur cours / par Denis Allaire. -- [Sainte-Foy : IHRS-Education], 1973.
18 f. ; 26 cm.

Titre de la couv. Code: Document 0673-01. Notes bibliogr. au bas des f. Bibliogr.: f. 18.

Vedette(s)-secondaire(s): IHRS-Education

Descripteur(s): Evaluation de tests * Validité * Analyse de variables * Analyse statistique

Identificateur(s) de sujet: Fidélité

Le document a pour but de présenter la méthodologie nécessaire à la réalisation d'une étude de fidélité que l'auteur a proposée dans un document intitulé: "La fidélité et la validité des Questionnaires d'évaluation des Professeurs. Essai de reformulation". L'auteur traite plus précisément du plan d'analyse de variance pouvant répondre à la question: les résultats à un questionnaire d'évaluation qu'obtient un professeur, à partir de ses groupes d'étudiants, peuvent-ils être généralisés à ses autres groupes d'étudiants de la même session? Pour répondre à cette question, on peut utiliser deux techniques statistiques: 1. la corrélation entre scores issus de deux classes de la même session; 2. l'analyse de variance des mêmes données afin de déterminer l'importance du facteur "classe" et de ses diverses interactions. L'auteur décrit cette seconde technique qui offre l'avantage d'estimer de façon concourante l'importance de plusieurs sources de variance.

Type de document: r

49-01 1129

EDUQ 8670435

Jean-Marc

R.029.

Etude de fidélité i x (j: c: p)

L'importance du facteur cours

par

Denis Allaire

Montréal, le 28 juin 1973

Document 0673-01

Le présent document a pour but de présenter la méthodologie nécessaire à la réalisation d'une des études de fidélité que nous avions proposées dans un document récent[1]. Plus précisément, il sera ici question du plan d'analyse de variance pouvant répondre à la question: A quel point les résultats, à un QEP (Questionnaire d'Evaluation des Professeurs), qu'obtient un professeur, à partir d'un de ses groupes d'étudiants, peuvent-ils être généralisés à ses autres groupes d'étudiants de la même session?

La réponse à cette question peut employer deux techniques statistiques, soit la corrélation entre scores issus de deux classes de la même session ou l'analyse de variance des mêmes données afin de déterminer l'importance du facteur "classe", que nous symboliserons par "c" et de ses diverses interactions. Les deux techniques permettent également de déterminer le rapport de la variance vraie sur la variance observée. La seconde, qui sera décrite ici, offre cependant l'avantage d'estimer de façon concourante l'importance de plusieurs sources de variance. En étant plus analytique, elle nous apparaît aussi plus compréhensive.

Nous avons récemment présenté un autre document[2] de travail, qui épousait une démarche toute semblable à celui-ci et qui, à ce titre, serait d'une consultation utile. L'analyse de variance qui y était décrite visait à évaluer l'importance du facteur "méthodes" de la même manière qu'il sera ici question du facteur "cours". On y posait la question de savoir à quel point les scores issus de deux questionnaires différents quant à la méthode employée pour mesurer l'insatisfaction étaient

---

1 ALLAIRE, D. (1973). La fidélité et la validité des Questionnaires d'Evaluation des Professeurs. Essai de reformulation. Document 0573-02.

2 ALLAIRE, D. (1973). Plan factoriel i x [j:(m x p)] pouvant servir à valider la mesure indirecte de satisfaction du test PERPE. Document 0573-18, Projet PERPE, INRS-Education, Montréal.

semblables, de la même manière qu'il est question ici de la ressemblance entre scores issus de classes différentes. Le lecteur qui voudrait approfondir cet emploi de l'analyse de variance dans des études de fidélité devrait se référer au récent ouvrage de Cronbach et al. (1972) dont nous sommes fortement tributaire.

Soit plusieurs professeurs (p), dont chacun est évalué dans au moins deux cours (c) donnés à la même époque, par des étudiants (j) qui ne sont pas les mêmes d'un cours à l'autre. Le même groupe d'items (i) étant utilisé pour tous. Cet agencement des données est représenté à la Figure 1. L'analyse de variance qu'elles permettent prend la forme i x (j: c: p), c'est-à-dire que le facteur "étudiants" est niché à l'intérieur du facteur "cours", lequel est à son tour niché à l'intérieur du facteur "professeurs", le tout étant croisé avec le facteur "items". Le Tableau 1 montre les formules de calcul des carrés moyens correspondant à une première décomposition des sources de variance, que permet ce plan factoriel. Le Tableau 2 fournit les espérances mathématiques de ces carrés moyens, lesquelles sont nécessaires à la dérivation algébrique des composantes de variance: $\hat{\sigma}^2(p)$, $\hat{\sigma}^2(c,pc)$...etc. Ces formules sont exactes à la condition qu'un même nombre d'étudiants (j_{pc}) évaluent chaque cours de chaque professeur. Quand ces nombres sont inégaux, les coefficients qui apparaissent dans les espérances mathématiques doivent se calculer au moyen de la formule de Snedecor[1] (qui est un genre de moyenne harmonique) qu'on retrouve au-dessous du Tableau 3. Le Tableau 3, lui-même, indique comment doit être transformé les coefficients de chaque composante de variance dans le cas de j_{pc} inégaux. Le nombre de cours par professeur (c_p) y est cependant considéré le même. Si ce nombre était variable, il faudrait aussi en tenir compte au moyen de la formule de Snedecor.

Le Tableau 4 introduit une nouvelle décomposition de la variance totale qui correspond à la réalisation d'un plan factoriel (j: c: p) pour

---

[1] SNEDECOR, G.W. (1946). Statistical Methods (4th Ed.). Ames, Iowa: Iowa State College Press, p. 234.

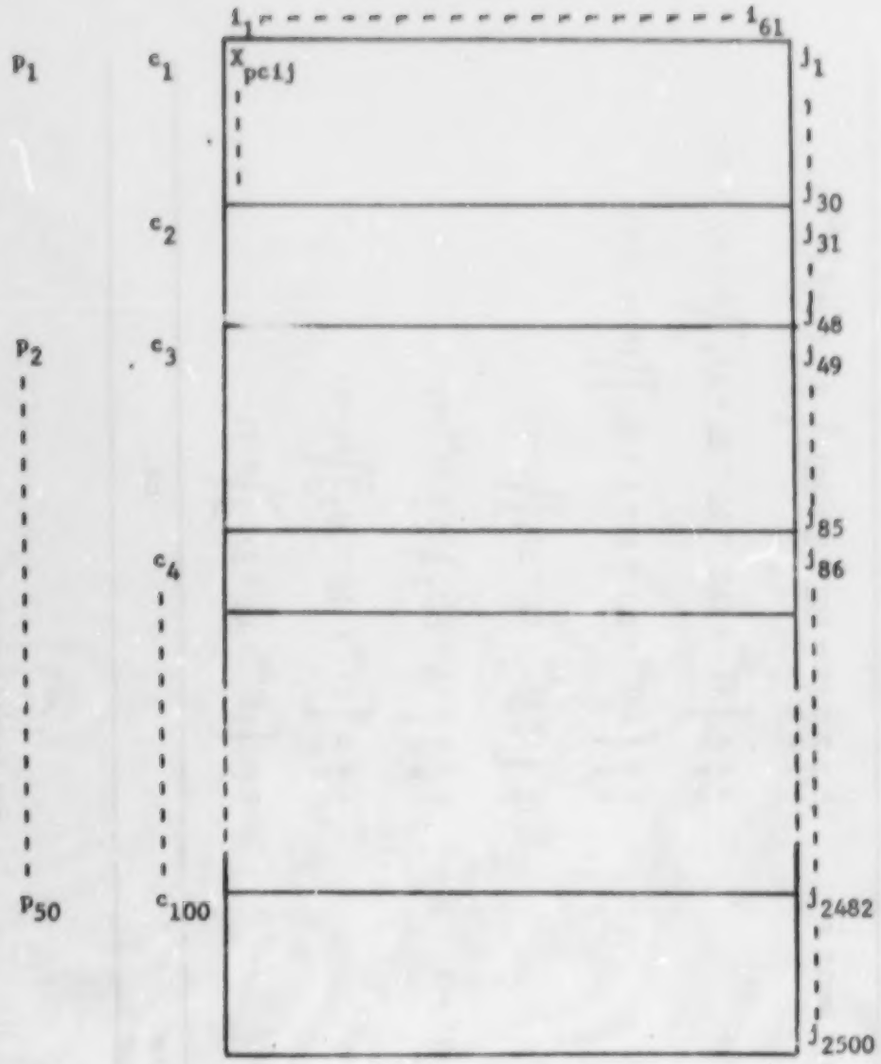

Figure 1.- Agencement des données brutes pour le plan i x (j : c : p).

Tableau 1

Plan i x (j: c: p) où i, j, c, p sont aléatoires et où les j_{pc} sont inégaux. Estimé des carrés moyens

Source	CM
p	$i \sum^{p} \left[\left(\sum^{c} j_{pc} \right) (\overline{P} - \overline{G})^2 \right] \Big/ (p-1)$
c, pc	$i \sum^{p} \sum^{c} \left[(j_{pc}) (\overline{PC} - \overline{P})^2 \right] \Big/ p(c-1)$
j, pj, cj, pcj	$i \sum^{p} \sum^{c} \sum^{j} (\overline{J} - \overline{PC})^2 \Big/ \sum^{p} \sum^{c} (j_{pc}-1)$
i	$\sum^{i} \left[\left(\sum^{p} \sum^{c} j_{pc} \right) (\overline{I} - \overline{G})^2 \right] \Big/ (i-1)$
pi	$\sum^{p} \sum^{i} \left[\left(\sum^{c} j_{pc} \right) (\overline{PI} - \overline{P} - \overline{I} + \overline{G})^2 \right] \Big/ (p-1)(i-1)$
ic, pic	$\sum^{p} \sum^{i} \sum^{c} \left[(j_{pc}) (\overline{PIC} - \overline{PI} - \overline{PC} + \overline{P})^2 \right] \Big/ p(i-1)(c-1)$
ij, pij, cij, pcij, e	$\sum^{p} \sum^{i} \sum^{c} \sum^{j} (X - \overline{PIC} - \overline{J} + \overline{PC})^2 \Big/ \sum^{p} \sum^{c} (i-1)(j_{pc}-1)$

Tableau 2

Plan i x (j: c: p) où i, j, c, p sont aléatoires et où les j_{pc} seraient égaux.
Espérances mathématiques

Source	E (CM)
p	$\sigma^2(ij...e)+j\sigma^2(ic,pic)+cj\sigma^2(pi)+i\sigma^2(j...)+ij\sigma^2(c,pc)+cij\sigma^2(p)$[1]
c,pc	$\sigma^2(ij...e)+j\sigma^2(ic,pic)$ $+i\sigma^2(j...)+ij\sigma^2(c,pc)$
j,pj,cj,pcj	$\sigma^2(ij...e)+$ $+i\sigma^2(j...)$
i	$\sigma^2(ij...e)+j\sigma^2(ic,pic)+cj\sigma^2(pi)+pcj\sigma^2(i)$
pi	$\sigma^2(ij...e)+j\sigma^2(ic,pic)+cj\sigma^2(pi)$
ic,pic	$\sigma^2(ij...e)+j\sigma^2(ic,pic)$
ij,pij,cij,pcij,e	$\sigma^2(ij...e)+$

[1] Les lettres i, j, c, p quand elles sont entre parenthèses à la suite de σ^2 ont comme fonction d'identifier les sources de variations. Quand elles précèdent σ^2, elles servent de coefficients. Une notation plus juste, mais également plus encombrante, aurait été d'écrire n_i, n_j, etc....

Tableau 3

Plan i x (j: c: p). Calcul des coefficients des composantes de variance quand les j_{pc} sont inégaux

Source	Si j_{pc} égaux	Si j_{pc} inégaux
p	icj $\sigma^2(p)$	i(cj)' $\sigma^2(p)$
c,pc	ij $\sigma^2(c,pc)$	i(j)' $\sigma^2(c,pc)$
j,pj,cj,pcj	i $\sigma^2(j...)$	i $\sigma^2(j...)$
i	pcj $\sigma^2(i)$	p(cj)' $\sigma^2(p)$
pi	cj $\sigma^2(pi)$	(cj)' $\sigma^2(pi)$
ic,pic	j $\sigma^2(ic,pic)$	(j)' $\sigma^2(ic,pic)$
ij,pij,cij,pcij,e	$\sigma^2(ij...e)$	$\sigma^2(ij...e)$

où: $$(j)' = \frac{(\sum_{p}\sum_{c} j_{pc})^2 - \sum_{p}\sum_{c} (j_{pc})^2}{(\sum_{p}\sum_{c} j_{pc})\ (pc - 1)}$$

$$(ic)' = \frac{(\sum_{p}\sum_{c} j_{pc})^2 - \sum_{p} (\sum_{c} j_{pc})^2}{(\sum_{p}\sum_{c} j_{pc})\ (p - 1)}$$

Tableau 4

Plan i x (j : c : p)
Seconde décomposition
Estimé des carrés moyens

Source			CM
1er déc.		2è déc.	
i		i	même qu'au Tableau 1
p pi		p | i_1 p | i_{61}	$\sum_{p} \left[(\sum_{c} j_{pc}) \, (\overline{PI}_1 - \overline{I}_1)^2 \right] \Big/ (p-1)$
c,pc ic,ipc		c,pc | i_1 c,pc | i_{61}	$\sum_{p} \sum_{c} \left[(j_{pc}) \, (\overline{PCI}_1 - \overline{PI}_1)^2 \right] \Big/ \sum_{p} (c-1)$
j,pj, cj,pcj ij,pij,cij picj,e		j,pj,cj,pcj,e | i_1 j,pj,cj,pcj,e | i_{61}	$\sum_{p} \sum_{c} \sum_{j} (X - PCI_1)^2 \Big/ \sum_{p} \sum_{c} (j_{pc} - 1)$

chaque item puis isolément. On y trouve les formules des carrés moyens ainsi que la relation existant entre cette décomposition et la précédente. Alors que la première décomposition permettait d'évaluer l'importance du facteur "cours" pour l'ensemble des items, soit $\delta^2(c,pc)$, celle-ci le fait au niveau de chaque item. Cependant, il n'est plus possible d'évaluer l'importance de l'interaction des items avec les cours, $\delta^2(ic,ipc)$ et, surtout, l'importance du facteur "étudiants" à l'intérieur des cours, $\delta^2(j,pj,cj,pcj)$.

Après cette composition du plan d'analyse - que nous croyons suffisamment détaillé pour servir de base à une réalisation informatique - il sera maintenant question, de l'utilisation qu'on peut faire de ces résultats dans une étude de fidélité.

L'utilisation la plus importante, mais non la seule, est probablement le calcul de fidélité. Les Tableaux 5 et 6 considèrent huit coefficients de fidélité différents pouvant s'appliquer au score global XpcJI (la moyenne sur les items et les juges pour un cours donné) selon qu'on veuille ou non généraliser sur l'un ou l'autre des aspects considérés dans cette étude (les items, le cours, les juges). Le premier coefficient a l'univers de généralisation le plus vaste, μ_p, alors que le huitième a le plus restreint, μ_{pcJI}. Dans le premier cas, l'univers de généralisation - ou le score vrai, si on préfère - est défini pour n'importe lequel des cours, des étudiants et des items imaginables, tandis que dans le dernier la généralisation ne vaut que pour un cours, un groupe d'items et un groupe d'étudiants particuliers. Les six autres coefficients de fidélité correspondent à des cas intermédiaires.

De ces fidélités, cinq peuvent être directement estimées à partir des composantes de variance isolées par le plan i x (j: c: p). L'examen du Tableau 5 montre que les fidélités IV, VI et VIII nécessiteraient une décomposition plus poussée des composantes actuellement isolées. Par exemple, pour estimer la fidélité IV, il faudrait pouvoir extraire de la composante $\sigma^2(j,pj,cj,pcj)$, la part uniquement attribuable à (j,pj) de façon à pouvoir la porter au numérateur du coefficient de fidélité.

Tableau 5

Définitions de diverses fidélités du score global en fonction des sources de variance du plan i x (j: c: p)

Fidélité	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII
items? cours? juges?	diff. diff. diff.	mêmes diff. diff.	diff. même diff.	diff. diff. même	mêmes même diff.	mêmes diff. mêmes	diff. même mêmes	mêmes même mêmes
p	V	V	V	V	V	V	V	V
c,pc	E	E	V	E	V	E	V	V
j,pj, cj,pcj	E	E	E	V / E	E	V / E	V	V
i	E	C[1]	E	E	C[1]	C[1]	E	C[1]
pi	E	V	E	E	V	V	E	V
ci,pci	E	E	E	E	V	E	E	V
ij,pij, cij,pcij, e	E	E	E	E	E	V / E	E	V / E

[1] Quand les items sont les mêmes, ils le sont pour tous les professeurs; dans le cas des cours et des étudiants, quand ils sont les mêmes, c'est uniquement à l'intérieur de chaque professeur. Il s'en suit que les items, quand ils sont les mêmes, ne contribuent pas à la variance observée, contrairement aux cours et aux étudiants.

Tableau 6

Définitions des fidélités du Tableau 5
en termes de corrélation

Fidélité selon le Tableau 5	La corrélation entre le score d'un professeur à un cours sur plusieurs items et plusieurs étudiants et son score...	$\hat{\rho}$
I	...à un autre cours, sur d'autres items et d'autres juges	$\hat{\rho}(XpcJI, Xpc'J'I')$
II	...à un autre cours, avec d'autres juges mais avec les mêmes items	$\hat{\rho}(XpcJ, Xpc'J' \mid I)$
III	...pour le même cours, mais avec une autre partie de ses juges et d'autres items	$\hat{\rho}(XpcJI, XpcJ'I')$
IV[a]	...à un autre cours, avec d'autres items, mais avec les mêmes juges	$\hat{\rho}(XpcJI, Xpc'JI')$
V	...pour le même cours et avec les mêmes items mais avec une autre partie de ses juges	$\hat{\rho}(XpcJ, XpcJ' \mid I)$
VI[a]	...avec les mêmes items et les mêmes juges mais à un autre cours	$\hat{\rho}(XpcJ, Xpc'J \mid I)$
VII	...avec des items différents mais pour le même cours et les mêmes juges	$\hat{\rho}(XpcJI, XpcJI')$
VIII[a]	...pour le même cours, les mêmes items et les mêmes juges	$\hat{\rho}(XpcJ, XpcJ \mid I)$

[a] La décomposition des sources de variance du plan i x (j: c: p) ne permet pas de calculer ces coefficients.

Les formules de calcul des cinq autres fidélités apparaissent au Tableau 7. Il s'agit en fait d'une simple transcription du Tableau 5: les composantes marquées "V" passent au numérateur tandis que toutes celles qui ne sont pas marquées "C" passent au dénominateur. Il suffit ensuite de diviser chacune des composantes présentes par le nombre de fois que cette source de variation est échantillonnée dans le score du professeur. Entre autres exemples, i est échantillonnée autant de fois qu'il y a d'items; j autant de fois qu'il y a de juges; ij autant de fois qu'il y a de combinaisons juge-item. Les facteurs "professeur" et "cours", n'étant représentés qu'une seule fois dans le score global, n'ont pas à être divisés.

Le Tableau 8 fournit un exemple numérique fictif des résultats d'une analyse de variance i x (j: c: p) conduisant au calcul des composantes de variance, qu'on retrouve à la dernière colonne. Le calcul de ces composantes n'est en général pas expliqué dans les textes sur l'analyse de variance et, à ce titre, notre dernière colonne n'apparaît pas dans la présentation standard des résultats. Leur calcul est cependant fort simple. Puisque les carrés moyens sont la combinaison linéaire de ces composantes (cf. Tableau 2), il est aisé de les en extraire une à une, une fois connues les espérances mathématiques de ces carrés moyens. L'opération de décomposition algébrique procède de bas en haut du tableau, c'est-à-dire qu'on utilise d'abord les carrés moyens dont les espérances comportent le plus petit nombre de composantes de variance. Le lecteur pourra mieux se rendre compte des opérations en cause s'il se réfère à l'exemple du Tableau 8 et aux espérances du Tableau 2.

Le Tableau 9 complète l'exemple du Tableau 8 en illustrant comment se fait le calcul des coefficients de fidélité à partir des estimés des composantes. Une fois que chaque composante a été divisée par le nombre de fois qu'elle est échantillonnée dans le score du professeur, il ne reste qu'à les additionner selon leur appartenance à la "variance vraie" ou à la "variance observée" de façon à obtenir le coefficient de fidélité voulu. Le lecteur aurait avantage à vérifier les calculs effectués au Tableau 9 pour mieux comprendre comment s'obtiennent ces coefficients de fidélité. Nous lui suggérons également en guise d'exercice,

Tableau 7

Formules des fidélités I, II, III, V, VII du Tableau 5

Fidélité	Formule
I	$\sigma^2(p) \Big/ \sigma^2(p)+\sigma^2(c,pc)+\underset{j}{\sigma^2(j,pj,cj,pcj)}+\underset{i}{\sigma^2(i)+\sigma^2(pi)+\sigma^2(ci,pci)}+\underset{ij}{\sigma^2(ij,pij,cij,pcij,e)}$
II	$\sigma^2(p)+\underset{i}{\sigma^2(pi)} \Big/ \sigma^2(p)+\underset{i}{\sigma^2(pi)}+\underset{j}{\sigma^2(j,pj,cj,pcj)}+\underset{i}{\sigma^2(ci,pci)}+\underset{ij}{\sigma^2(ij,pij,cij,pcij,e)}$
III	$\sigma^2(p)+\sigma^2(c,pc) \Big/ \sigma^2(p)+\sigma^2(c,pc)+\underset{j}{\sigma^2(j,pj,cj,pcj)}+\underset{i}{\sigma^2(i)+\sigma^2(pi)+\sigma^2(ci,pci)}+\underset{ij}{\sigma^2(ij,pij,cij,pcij,e)}$
V	$\sigma^2(p)+\sigma^2(cjpc)+\underset{i}{\sigma^2(pi)+\sigma^2(ci,pci)} \Big/ \sigma^2(p)+\sigma^2(c,pc)+\underset{i}{\sigma^2(pi)+\sigma^2(ci,pci)}+\underset{j}{\sigma^2(j,pj,cj,pcj)}+\underset{ij}{\sigma^2(ij,pij,cij,pcij,e)}$
VII	$\sigma^2(p)+\sigma^2(c,pc)+\underset{j}{\sigma^2(j,pj,cj,pcj)} \Big/ \sigma^2(p)+\sigma^2(c,pc)+\underset{j}{\sigma^2(j,pj,cj,pcj)}+\underset{i}{\sigma^2(i)+\sigma^2(pi)+\sigma^2(ci,pci)}+\underset{ij}{\sigma^2(ij\ldots e)}$

Tableau 8

Exemple d'une analyse i x (j: c: p) et
du calcul des composantes
de variance

Source	SC	dl	CM	composantes
p	160,072	39	4104.4102	1.072
c,pc	34,497	40	862.4250	.497
j,pj,cj,pcj	213,252	1920	111.0688	1.816
i	161,422	59	2735.9661	1.351
pi	78,140	2301	33.9591	.520
ci,pci	18,783	2360	7.9591	.234
ij,pij,cij,pcij,e	238,908	113280	2.1090	2.109

[1] i = 60, j = 25, c = 2, p = 40

Tableau 9

Calcul de fidélité à partir des composantes
de l'exemple du Tableau 8

Source	$\hat{\sigma}^2$	n^1	$\frac{\hat{\sigma}^2}{n}$	Fidélité				
				I	II	III	V	VII
p	1.072	1	1.072	V	V	V	V	V
c,pc	4.970	1	0.497	E	E	V	V	V
j,pj,cj,pcj	1.816	25	.073	E	E	E	E	V
i	1.351	60	.023	E	C	E	C	E
pi	.520	60	.009	E	V	E	V	E
ci,pci	.234	60	.004	E	E	E	V	E
ij...e	2.109	1500	.001	E	E	E	E	E

	I	II	III	V	VII
Variance vraie	1.072	1.081	1.569	1.582	1.642
Variance observée	1.679	1.656	1.679	1.656	1.679
Coefficient de fidélité	.638	.653	.934	.955	.978

[1] Le n représente ici le nombre de fois que chacune des sources est échantillonnée dans le score d'un professeur, XpcJI.

de calculer ces mêmes coefficients pour un test qui ne comporterait que 15 items et 10 étudiants.

Quant aux Tableaux 10 et 11, ils sont équivalents aux Tableaux 5 et 6, exception faite qu'il est ici question de la fidélité du score à un item (XpcJ|i) et non pas du score total sur les items (XpcJI). Des quatre fidélités imaginables - selon que la généralisation porte ou non sur les juges et/ou les items - deux seulement peuvent être estimées au moyen des composantes que permet d'isoler le plan (j: c: p) qui a été présenté au Tableau 4.

Ces deux coefficients de fidélité ont déjà été calculés pour les 61 items du test PERPE, dans le cadre d'une étude[1] récente. Le Tableau 12 offre un spécimen des analyses de variance,et du calcul de fidélité qui s'en suit, ayant servi à cette étude. Le lecteur pourra vérifier sa compréhension des opérations en jeu en vérifiant le calcul des fidélités rapportées aux deux lignes supérieures du tableau inférieur (le nombre d'étudiants par cours est ici de 26.8)

---

[1] CORMIER, R. et GAGNÉ, F. (1973). La stabilité de certaines variables du questionnaire PERPE. Communication présentée au 41ème congrès de l'Association Canadienne française pour l'Avancement des Sciences. Document 0573-12, Projet PERPE, INRS-Education, Montréal.

Tableau 10

Définitions des diverses fidélités du score à un item en fonction des sources de variance du plan (j: c: p)

Fidélité	I	II	III	IV
cours? juges?	diff. diff.	même diff.	diff. mêmes	même mêmes
p	V	V	V	V
c,pc	E	V	E	V
j,pj	E	E	V	
cj,pcj			E	V
e				E

Tableau 11

Définitions des fidélités du Tableau 10 en termes de corrélation

Fidélité selon le Tableau 10	La corrélation entre le score à un item d'un professeur pour un cours et un groupe d'étudiants et son score...	$\hat{\rho}$
I	...à un autre cours et avec d'autres juges	$\hat{\rho}(XpcJ,Xpc'J')$
II	...pour le même cours mais avec d'autres juges	$\hat{\rho}(XpcJ,XpcJ')$
III	...à un autre cours mais avec les mêmes juges	$\hat{\rho}(XpcJ,Xpc'J)$
IV	...pour le même cours et avec les mêmes juges	$\hat{\rho}(XpcJ,XpcJ)$

Tableau 12

ITEM 4

ESTIME DES COMPOSANTES DE LA VARIANCE

MESURES	SOURCE	S. DE CARRES	D.L.	CARRE MOYEN	COMPOSANTE DE VARIANCE
A	PROFS	1400.49	148	9.46	.150
	COURS DS PROFS	214.53	149	1.44	.025
	JUGES DS COURS	5925.81	7691	.77	.770
B	PROFS	157.83	148	1.07	.005
	COURS DS PROFS	119.23	149	.80	.010
	JUGES DS COURS	4018.84	7691	.52	.523
A-B	PROFS	1083.02	148	7.32	.118
	COURS DS PROFS	145.74	149	.98	.010
	JUGES DS COURS	5430.24	7691	.71	.706
/A-B/	PROFS	932.42	148	6.30	.098
	COURS DS PROFS	153.45	149	1.03	.018
	JUGES DS COURS	4168.08	7691	.54	.542

ESTIME DES COEFFICIENTS DE GENERALISATION

	(N CORRIGE = 26,80)	MA	MB	MAL	MAB
II	GENERALISATION SUR ETUDIANTS	.859	.440	.830	.852
I	GENERALISATION SUR ET. + CRS	.736	.143	.764	.719
	CORRELATION ENTRE LES COURS	.699	.141	.727	.686
	CORRELATION CORRIGEE	.814	.321	.876	.805
	TEST T ENTRE LES MOYENNES	-.897	-.146	-.954	2.133

Références

CRONBACH, L.J., GLESER, G.C., NANDA, H. et RAJARATNAM, N. (1972). The Dependability of Behavioral Measurements. New York: John Wiley and Sons.

LORD, F.M. et NOVICK, M.R. (1968). Statistical Theories of Mental Test Scores. Reading, Mass.: Addison-Wesley.